

## 8. Przemiany umieralności i przeciętnego trwania życia osób w starszym wieku w Polsce

Demograficzne starzenie się społeczeństw staje się coraz bardziej powszechnym zjawiskiem w skali całego świata. Polska należy jeszcze do krajów o niezbyt zaawansowanym stopniu starości demograficznej, tym nie mniej, proces ten postępuje i jego intensywność będzie wzrastać. Na przełomie wieków, krajami europejskimi o największym odsetku mieszkańców powyżej 65 lat życia były Włochy (18,2%), Grecja (17,2%), Szwecja (17,1%), a w grupie krajów pozaeuropejskich Japonia (17,0%). Polska rozpoczęła nowy wiek z 12,3% osób po 65. roku życia. Niższy od Polski udział tej grupy mieszkańców miały dwa kraje europejskie Słowacja (11,3%) i Irlandia (11,2%).

Według prognozy Głównego Urzędu Statystycznego, udział osób starszych w Polsce w roku 2015 osiągnie już 16,0%, w roku 2020 przekroczy nieco 19%, w 2025 już 22%, a w 2030 prawie 24%. Zatem w ciągu 30 lat omawiany udział zwiększy się w naszym kraju dwukrotnie. Liczba osób w wieku 65 lat i więcej wzrośnie w tym czasie o niemal 3/4 przy jednoczesnym zmniejszeniu się populacji mieszkańców Polski. Wzrasta nie tylko udział tej grupy wieku, ale również osób sędziwych, a więc w wieku 75 lat i więcej. Podobny proces, a niekiedy szybszy, będzie się dokonywał w skali globalnej. Bardziej szczegółowe informacje na ten temat znajdzie czytelnik w rozdziale pierwszym niniejszego opracowania.

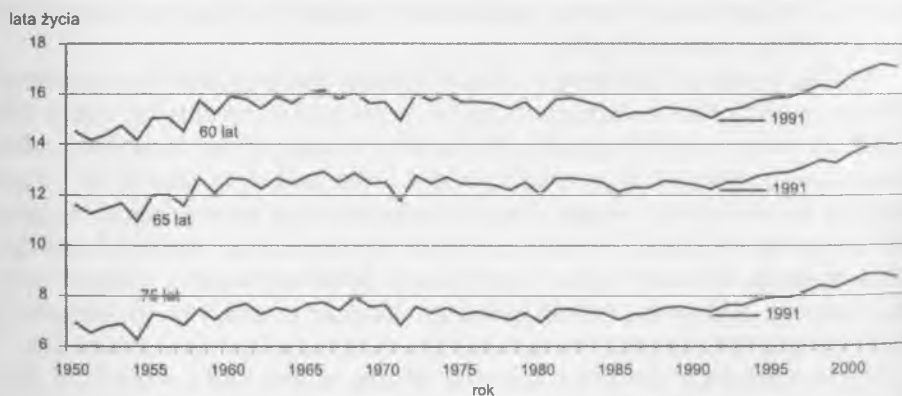
Takie przemiany struktury ludności według wieku niosą oczywiście określone konsekwencje w wielu aspektach życia zarówno jednostek, wspólnot lokalnych, narodów jak i społeczności międzynarodowych.

Dokonujące się przeobrażenia struktury ludności według wieku są wynikiem zmian zachodzących w wielkościach tę strukturę kształtujących, czyli płodności i umieralności oraz migracji. Syntetycznym miernikiem poziomu umieralności, jej wykładnikiem, jest przeciętne dalsze trwanie życia. Jest to jedna z wielkości wyznaczanych w ramach matematycznego modelu porządku wymierania populacji jakim są tablice trwania życia (zwane wcześniej tablicami wymieralności). Inne elementy tych tablic, zwane funkcjami biometrycznymi [m.in. Rosset, 1979, s. 46, Kurkiewicz, 1992], które wykorzystywane są przy obliczaniu średniego dalszego trwania życia, opisują zjawisko umieralności z różnych punktów widzenia.

Wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia to dłuższy okres przebywania w kolejnych jego etapach, także w wieku starszym, a jednocześnie większe prawdopodobieństwo dożycia do tego wieku. Przedmiotem analizy w niniejszym opracowaniu będą wspomniane wielkości odnoszące się głównie do zbiorowości osób w wieku 60 lat i więcej.

## 8.1. Zmiany w czasie, długości trwania życia starszych mieszkańców Polski

Wartość przeciętnego dalszego trwania życia w Polsce, w obecnych jej granicach, może być nieprzerwanie obserwowana od 1950 r. Na przestrzeni już ponad półwiecza, w kształtowaniu się tej wielkości zarówno dotyczącej mężczyzn jak i kobiet w wieku 60, 65 i 75 lat, podobnie jak dla wieku 0 lat, można wyodrębnić trzy podokresy (por. rys. 8.1 i 8.2).



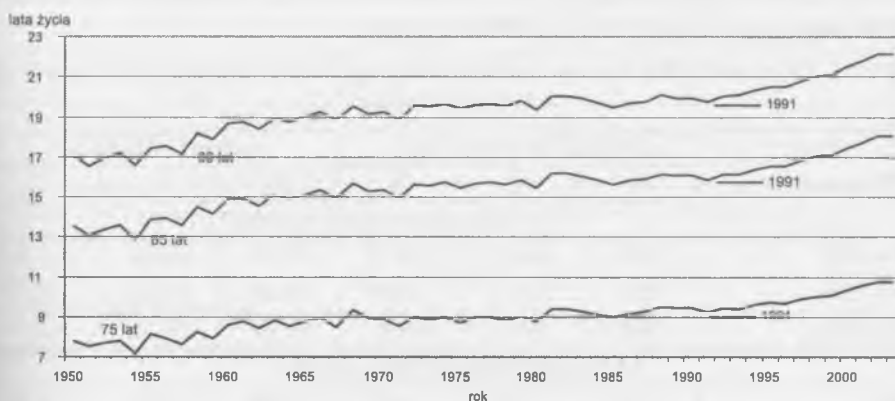
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z *Podstawowe informacje o rozwoju demograficznym Polski*, lata 1990–1998, GUS, Warszawa 1999 oraz *Trwanie życia w 1999, 2000, 2001, 2002 i 2003*, GUS, Warszawa, w latach 2000–2004.

Rysunek 8.1. Przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzn w wieku 60, 65 i 75 lat w Polsce, w okresie 1950–2003

Pierwszy, trwający od roku 1950 przez prawie 20 lat, do końca lat sześćdziesiątych, cechował się wzrostem średniego trwania życia analizowanych grup ludności. W tych latach, najszybciej wzrastało przeciętne dalsze trwanie życia osób najstarszych obu płci, przy czym szybciej kobiet niż mężczyzn (mężczyźni w wieku 75 lat o 0,76% średnio rocznie, kobiet o 1,01%). Dla mężczyzn 60-cio i 65-latków, wydłużało się ono średnio rocznie o 0,56%, dla kobiet natomiast

w nieco wyższym tempie, odpowiednio o 0,76% i 0,82% rocznie (por. tab. 8.1). W tym okresie długość życia osób w wieku 60 lat wzrosła o 1,5 roku dla mężczyzn i o 2,5 roku dla kobiet.

Drugi podokres, trwający ponad 20 lat, to czas stagnacji w kształtowaniu się przeciętnego dalszego trwania życia kobiet i niewielkiego, ale jednak spadku jego wartości dla mężczyzn. Trwanie życia mężczyzn obniżało się w tym czasie średnio rocznie o 0,28% dla będących w wieku 60 lat, o 0,11% w wieku 65 lat i o 0,31% w wieku 75 lat.



Źródło: Jak dla rys. 8.1.

Rysunek 8.2. Przeciętne dalsze trwanie życia kobiet w wieku 60, 65 i 75 lat w Polsce, w okresie 1950–2003

Ostatni, jedenastoletni podokres (lata 1991–2002) charakteryzował się wyraźnym wzrostem wartości przeciętnego trwania życia dla wszystkich rozpatrywanych populacji.

Wzrost nastąpił nadal w 2003 r., lecz nie dla wszystkich grup wieku — dla mężczyzn do 30 lat i kobiet do 75 lat. Niewielki spadek wartości omawianego parametru miał miejsce w 2003 r., w stosunku do poprzedniego, w przypadku mężczyzn w wieku 30–49 lat (o 0,02 lata), nieco większy (o 0,03 do 0,05 roku) obejmował mężczyzn w wieku od 50 do 55 lat, wyraźniejszy (0,06 do 0,10 roku) dotyczył mężczyzn od 56 do 71 lat, a wyraźny wzrost (powyżej 0,1 roku do około 0,2) odnosił się do mężczyzn będących w wieku powyżej 71 lat. Dla kobiet w wieku powyżej 76 lat, średnia dalsza długość życia była minimalnie niższa w 2003 r. w porównaniu do 2002 (o nie więcej niż 0,03 roku życia). Nie jest to prawdopodobnie odwrócenie trendu, ale niekiedy występujące odchylenie od głównej tendencji wzrostowej.

Średnie roczne tempo wzrostu w ostatnim wyodrębnionym podokresie 1991–2003 jest nieco szybsze niż było w pierwszym po 1950 r., dla mężczyzn tylko w wieku 65 lat i dla kobiet we wszystkich rozpatrywanych grupach wieku.

Nadal, w nieco szybszym tempie niż u mężczyzn, wydłuża się średnie dalsze trwanie życia kobiet (por. tab. 8.1). W wyniku takich zmian zwiększył się, w ciągu półwiecza około dwukrotnie, dystans pomiędzy przeciętnym dalszym trwaniem życia osób starszych obu płci (por. tab. 8.1 i rys. 8.3). W pierwszym odcinku czasu, do połowy lat pięćdziesiątych różnica nie ulegała zmianie, a pod koniec tej dekady zaczęła wzrastać aż do początku lat osiemdziesiątych. Następnie, po okresie ustabilizowania się (lub zmniejszania tak jak w przypadku osób w wieku 75 lat) wartości różnicy przeciętnego dalszego trwania życia obu płci utrzymującym się do początku lat dziewięćdziesiątych, w ostatnich latach minionej dekady zaznaczył się ponownie jej wzrost.

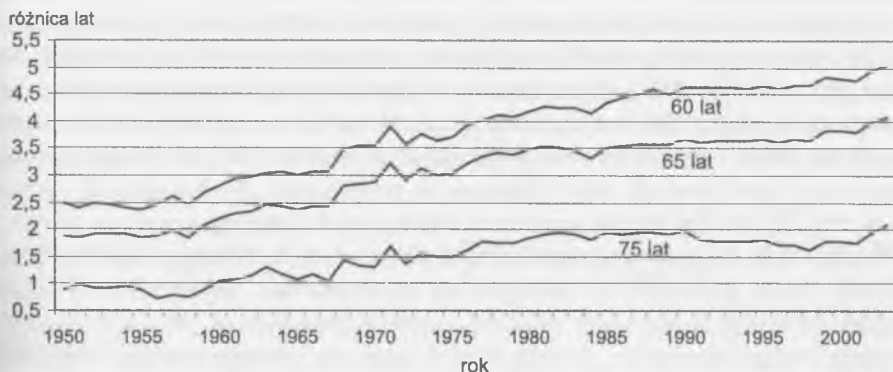
Tablica 8.1. Zmiany przeciętnego dalszego trwania życia mężczyzn i kobiet w wieku 60, 65 i 75 lat w Polsce w wybranych okresach

Wyszczególnienie	Mężczyźni w wieku lat			Kobiety w wieku lat		
	60	65	75	60	65	75
	Średnia geometryczna dynamiki $e_x$ (w %)					
1950–1968	100,56	100,56	100,76	100,76	100,82	101,01
1968–1991	99,72	99,79	99,69	100,04	100,06	99,93
1991–2003	100,53	101,11	100,75	101,05	101,10	101,19
Średnia dalsza długość życia (w latach)						
1950	14,55	11,63	6,92	17,05	13,51	7,80
2003	17,13	13,98	8,67	22,17	18,08	10,77
Wzrost przeciętnego dalszego trwania życia (w latach)						
1950–1968	1,53	1,21	1,01	2,50	2,15	1,55
1968–1991	–0,99	–0,60	–0,55	0,19	0,20	–0,14
1991–2003	2,04	1,74	1,29	2,43	2,22	1,56
1950–2003	2,58	2,35	1,75	5,12	4,57	2,97
Różnica średniej długości dalszego życia kobiet — mężczyzn (w latach)						
wiek	60		65		75	
1950	2,50		1,88		0,88	
1991	4,65		3,62		1,83	
2003	5,04		4,10		2,10	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych jak przy rysunku 8.1.

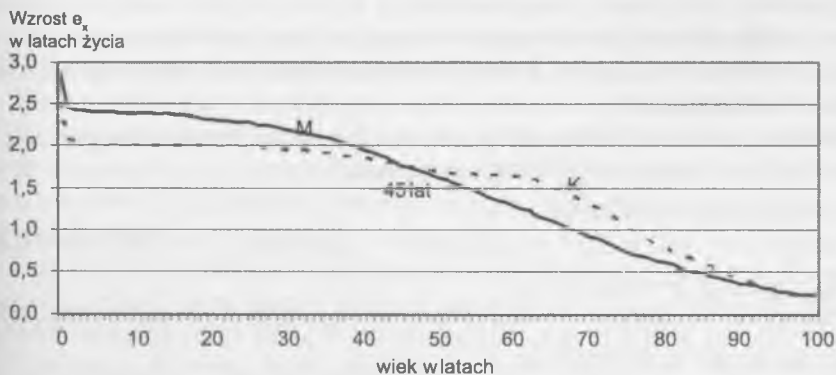
W roku 2003, mężczyzna w wieku 60 lat miał przed sobą przeciętnie 17 lat życia, kobieta 22 lata. W porównaniu z rokiem 1950 jest to o 2,6 lat więcej dla mężczyzn i o ponad 5 lat dla kobiet. Dopiero po 50 latach przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzn, mających 60 lat osiągnęło wartość, jaką dotyczyła kobiet w tym wieku w roku 1950. Podobna relacja w czasie ma miejsce w przypadku mężczyzn i kobiet w wieku 65 lat. Ilość lat, jakie miały średnio przed sobą oso-

by w tym wieku w roku 2003 to 14 mężczyźni i 18 kobiety. Mężczyźni będący w wieku 75 lat mają obecnie szanse przeżyć przeciętnie niemal 2 lata dłużej niż przed półwieczem, kobiety prawie 3 lata dłużej. Dla osób w tym wieku, przeciętne dalsze trwanie życia w 2003 r. wynosiło 8,7 lat dla mężczyzn i 10,8 lat dla kobiet.



Źródło: Jak dla rys. 8. 1.

Rysunek 8.3. Różnica wartości średniego dalszego trwania życia kobiet i mężczyzn w wieku 60, 65 i 75 lat w Polsce w okresie 1950–2003.



Źródło: Jak dla rys. 8.1.

Rysunek 8.4. Przyrost wartości przeciętnego dalszego trwania życia mężczyzn i kobiet według wieku w Polsce w okresie 1995–2003

Obserwując tylko te trzy punkty na osi życia, zauważa się, jak już wspomniano, większy przyrost średniej jego długości dla kobiet niż dla mężczyzn. Taka sytuacja nie występuje dla każdego wieku. Wartości wzrostu przeciętnego dalsze-

go trwania życia dla wszystkich roczników wieku w okresie 1995–2003 przedstawione zostały na rysunku 8.4.

W ciągu ostatnich 8 lat, przeciętne trwanie życia kobiet wydłużyło się w większym stopniu niż mężczyzn tylko dla osób w wieku od 49 do 81 lat. Poza tym przedziałem wieku średnia długość życia wzrosła znacznie dla mężczyzn niż kobiet.

Różne tempo zmian analizowanego parametru tablic trwania życia dla obu płci, na ogół mniej korzystne dla mężczyzn, zwłaszcza w środkowym podokresie ponad 20 lat (1968–1991), powodowało zwiększanie się dystansu między nimi. Różnica pomiędzy trwaniem życia mężczyzn i kobiet w rozpatrywanych trzech rocznikach wieku zwiększyła się dwukrotnie w ciągu 52 lat. Pewne symptomy stopniowego niwelowania tego dystansu są zauważalne dla młodszych roczników wieku. W starszych grupach wieku dystans nadal wzrasta (por. rys. 8.3).

Obserwacja dotychczasowego kształtowania się przeciętnego dalszego trwania życia może posłużyć do wyznaczenia jego wartości w najbliższych latach przy zastosowaniu klasycznego modelu tendencji rozwojowej. Przy wyznaczaniu prognozy wykorzystuje on „zasady inercji, poprzez przenoszenie prawidłowości z przeszłości w przyszłość” [Cieślak, 1992, s. 95]. Kształtowanie się wartości przeciętnego dalszego trwania życia analizowanych trzech grup osób, w wieku 60, 65 i 75 lat w okresie minionego półwiecza dobrze opisują funkcje trendu w postaci wielomianów trzeciego stopnia. Modele tendencji rozwojowej w postaci wielomianów wyższych stopni wykazują wprawdzie nieco lepsze dopasowanie, ale ich wykres dla okresu prognozowanego wydaje się być mniej odpowiedni. W przypadku wielomianu 4 stopnia z uwagi na zbyt szybki przyrost wartości funkcji, natomiast wielomian 5 stopnia zbyt wcześnie zmniejsza swą wartość po osiągnięciu maksimum.

Funkcje trendu w postaci wielomianów 3 stopnia oszacowane metodą najmniejszych kwadratów mają następującą postać:

dla mężczyzn w wieku 60 lat

$$y = 0,000141 x^3 - 0,011629 x^2 + 0,282465 x + 13,691468 S_{cy} = 0,282 (R^2 = 0,820)$$

dla mężczyzn w wieku 65 lat

$$y = 0,000113 x^3 - 0,009009 x^2 + 0,218764 x + 10,887229 S_{cy} = 0,270 (R^2 = 0,821)$$

dla mężczyzn w wieku 75 lat

$$y = 0,000089 x^3 - 0,006777 x^2 + 0,154852 x + 6,350428 S_{cy} = 0,232 (R^2 = 0,825)$$

dla kobiet w wieku 60 lat

$$y = 0,000120 x^3 - 0,010414 x^2 + 0,325481 x + 15,921331 S_{cy} = 0,284 (R^2 = 0,957)$$

dla kobiet w wieku 65 lat

$$y = 0,000101 x^3 - 0,008622 x^2 + 0,272781 x + 12,510550 S_{cy} = 0,274 (R^2 = 0,951)$$

dla kobiet w wieku 75 lat

$$y = 0,000067 x^3 - 0,005452 x^2 + 0,165744 x + 7,138017 S_{cy} = 0,231 (R^2 = 0,921)$$

Parametry funkcji trendu w postaci wielomianu drugiego stopnia i wyższych nie mają interpretacji merytorycznej, mogą jednak posłużyć do wyznaczenia prognozy. Wykorzystanie oszacowanych funkcji trendu do predykcji poziomu średniego trwania życia w najbliższych dziesięciu latach do 2015 r. będzie raczej wersją prognozy optymistycznej, ale nie nierealnej, jeżeli porównamy jej wyniki z wartościami rzeczywistymi, jakie występują już obecnie w innych populacjach. Stosując metodę ekstrapolacji trendu, zakładamy utrzymanie się dotychczasowego kształtu tendencji rozwojowej, opisaną powyższymi funkcjami matematycznymi. Obliczone przewidywane w okresie 2004–2015 średnie dalsze trwanie życia wybranych trzech roczników wieku zamieszczone są w tablicy 8.2. Wyznaczone zostały także błędy prognozy obliczone według następującego wzoru [Cieślak, 1993, s. 99]:

$$S_p = S_{ey} * \sqrt{\frac{(T - \bar{t})^2}{\sum_i t^2 - n\bar{t}^2} + \frac{1}{n} + 1}, \text{ gdzie } S_{ey} = \sqrt{\frac{1}{n-k} \sum_i (Y_i - \hat{Y}_i)^2} \text{ to średni}$$

błąd szacunku

$t$  — jednostka reprezentująca kolejne lata, wartości zmiennej czasowej

$\bar{t}$  — średnia wartość zmiennej czasowej

$Y_i$  — wartość badanej zmiennej w roku  $t$

$\hat{Y}_i$  — wartość zmiennej  $Y$  z oszacowanej funkcji trendu

$k$  — liczba szacowanych parametrów funkcji trendu (dla wielomianu 3 stopnia  $k = 4$ )

$T$  — horyzont prognozy, wartość jednostki  $t$  dla roku prognozy

$n$  — liczba lat obserwacji badanej zmiennej,  $t = 1, \dots, n$ .

Według tych danych, przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzn w wieku 60 i 65 lat osiągnęłoby w 2015 r. poziom równy w przybliżeniu temu, jaki dotyczył kobiet w analogicznych grupach wieku w roku 2003 (por. tab. 8.1 i 8.2). Dla mężczyzn w wieku 75 lat, porównywana w analogiczny sposób wartość prognozowana byłaby wyższa.

Przewidywana według tej prognozy na rok 2010 średnia dalsza długość życia dla 65-letnich mężczyzn w Polsce była wielkością rzeczywistą dla mężczyzn żyjących w latach 2000–2002 w takich krajach europejskich jak Austria, Grecja, Hiszpania, Norwegia [Rocznik Demograficzny 2003, s. 512–514]. W Szwecji, Szwajcarii i Francji w tych latach wspomniana średnia była w przybliżeniu taka jak przewidywana dla polskich mężczyzn na rok 2011–2013.

Według obliczonej tu prognozy, średnie dalsze trwanie życia kobiet 65-letnich w krajach o najwyższej jego wartości w Europie w latach 2000–2002 byłoby osiągnięte dla polskich kobiet, podobnie jak mężczyzn, w roku 2011–2013.

Przytoczone porównania wskazują, iż sporządzona prognoza może być realna. Prognozowane wartości osiągną taki poziom wówczas, gdy przez najbliższe lata utrzyma się, tempo wzrostu trwania życia z ostatnich 6–7 lat. Podchodząc

mniej optymistycznie uzyskane wartości można traktować jako górną granicę obszaru zmienności  $e_x$  w okresie prognozowanym.

Tablica 8.2. Prognoza średniego dalszego trwania życia mężczyzn i kobiet w wieku 60, 65 i 75 lat w Polsce w okresie 2004–2015

Rok	Srednie dalsze trwanie życia	Błąd prognozy	Średnie dalsze trwanie życia	Błąd prognozy	Srednie dalsze trwanie życia	Błąd prognozy
	(w latach) dla osób w wieku					
	60 lat		65 lat		75 lat	
	mężczyźni					
2004	17,51	0,2920	14,47	0,2801	9,17	0,2409
2005	17,80	0,2926	14,73	0,2806	9,40	0,2414
2006	18,12	0,2932	15,01	0,2812	9,64	0,2419
2007	18,47	0,2938	15,32	0,2818	9,90	0,2424
2008	18,83	0,2944	15,64	0,2824	10,17	0,2429
2009	19,23	0,2951	15,99	0,2830	10,47	0,2435
2010	19,65	0,2958	16,36	0,2837	10,78	0,2440
1011	20,11	0,2964	16,75	0,2843	11,11	0,2446
2012	20,59	0,2972	17,17	0,2850	11,46	0,2452
2013	21,10	0,2979	17,61	0,2857	11,83	0,2458
2014	21,64	0,2986	18,08	0,2864	12,22	0,2464
2015	22,22	0,2994	18,57	0,2872	12,64	0,2470
kobiety						
2004	22,29	0,2942	18,24	0,2838	10,91	0,2401
2005	22,56	0,2948	18,48	0,2843	11,09	0,2405
2006	22,86	0,2954	18,75	0,2849	11,28	0,2410
2007	23,18	0,2960	19,03	0,2855	11,48	0,2415
2008	23,52	0,2966	19,33	0,2861	11,70	0,2421
2009	23,88	0,2973	19,65	0,2868	11,93	0,2426
2010	24,26	0,2980	19,99	0,2874	12,17	0,2432
2011	24,67	0,2987	20,35	0,2881	12,42	0,2437
2012	25,10	0,2994	20,73	0,2888	12,69	0,2443
2013	25,55	0,3001	21,13	0,2895	12,98	0,2449
2014	26,03	0,3009	21,55	0,2902	13,28	0,2455
2015	26,54	0,3016	21,99	0,2910	13,59	0,2462

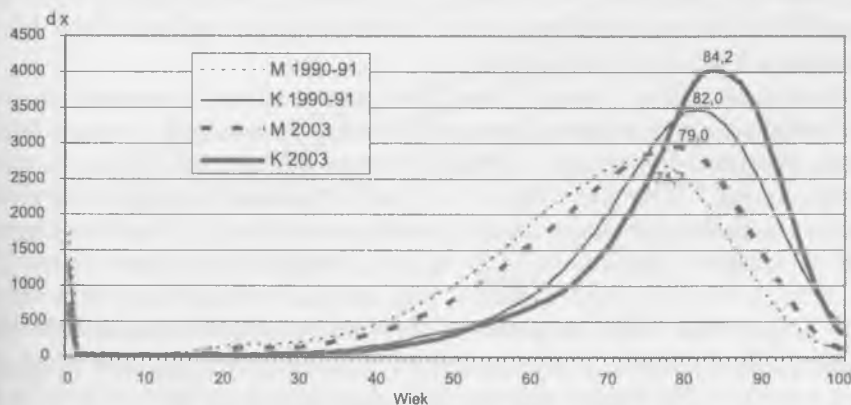
Źródło: Obliczenia własne.

Pamiętać trzeba o jeszcze jednym założeniu, które wynika z samej metody wyliczania parametrów  $e_x$ . Wyznaczona w danym roku kalendarzowym wartość  $e_x$  dla osób w wieku  $x$  zakłada ryzyko zgonu w poszczególnych rocznikach dalszego życia tych osób identyczne z obserwowanymi dla kolejnych roczników wieku w roku przeprowadzania obliczeń. Analizując zatem kształtowanie się wartości



np.,  $e_{60}$  w dłuższym okresie tak, jak to zostało przedstawione powyżej, należy zauważyć następujący fakt. Dla parametru  $e_{60}$  obliczonego w roku 1950 podstawą były prawdopodobieństwa zgonów osób mających wówczas wiek 60 lat i więcej, a więc urodzonych przed rokiem 1890. Analogicznie dla  $e_{60}$  obliczonego w roku 1991 prawdopodobieństwa zgonu osób urodzonych w roku 1931 i wcześniej, a obliczonego w 2003 r. osób urodzonych w roku 1943 i wcześniej. Czy uprawnione może być zatem przypuszczenie, że korzystne od roku 1991 zmiany wartości średniej dalszej długości życia osób w wieku 60 lat, poza wieloma innymi złożonymi czynnikami, w pewnym stopniu wynikają również z wchodzenia do populacji osób starszych tych, którzy w niezwykle trudnych warunkach wojny byli młodzi i może dzięki temu odnieśli mniejsze ujemne skutki dla zdrowia niż osoby starsze w tym czasie? Poza tym, prawdopodobnie przetrwały te trudne warunki silniejsze organizmy.

Na podstawie tablic trwania życia, obok parametru  $e_x$ , można wyznaczyć wartość tak zwanego normalnego trwania życia. Jest to dominanta wieku osób zmarłych, czyli wiek, na który przypada maksimum liczby zgonów w starszym wieku.



Źródło: *Polskie tablice trwania życia 1990–1991*, GUS, Warszawa, 1993 i *Trwanie życia w 2003 r.*, GUS, Warszawa, 2004.

Rysunek 8.5. Liczba zgonów (dx) według wieku mężczyzn i kobiet, w Polsce, w roku 1990–1991 i 2003

Według tablic trwania życia dla lat 1990–1991, mężczyźni najczęściej umierali w wieku 74,7 lat, kobiety w wieku 82 lata (por. rys. 8.5). Po 12 latach dominanta wieku zmarłych uległa przesunięciu o 4,3 roku w przypadku mężczyzn i o 2,2 roku w przypadku kobiet. Wzrost normalnego trwania życia, przy zmniejszającej się liczbie zgonów niemowląt, świadczy o pozytywnych zmianach zachodzących w Polsce w dziedzinie umieralności. Wraz z przesunięciem maksimum, zmienia się nieco przebieg krzywej liczby zgonów jak to widać na rysunku 8.5.

Zmniejsza się liczba zgonów mężczyzn w wieku do 70 lat oraz kobiet do około 80 lat i następuje przesunięcie faktu zgonu na wiek późniejszy.

## 8.2. Zmiany prawdopodobieństwa zgonu osób starszych

Obserwacja, w dłuższym przedziale czasu, zmian wartości poszczególnych parametrów tablic trwania życia, pozwala wskazać okresy pozytywnego lub niekorzystnego kształtowania się zjawiska umieralności badanej populacji oraz zauważyć lata zwrotu w przebiegu tego procesu. Analiza zmienności tych parametrów według wieku, w wybranych charakterystycznych punktach czasu daje możliwość zaobserwowania skali zachodzących zmian dla osób w różnym etapie życia. „Każda z funkcji biometrycznych ma charakterystyczny przebieg zmienności względem wieku.” [Kurkiewicz, 1992, s. 122] Przesunięcia krzywych, przedstawiających przebieg tych zmienności, wskazują w sposób syntetyczny na pozytywne lub negatywne, w zależności od kierunku, przeobrażenia zachodzące w zjawisku umieralności. Rysunek 8.5. przedstawiający zmianę liczby zgonów według wieku jest tego przykładem.

Przeciętne dalsze trwanie życia jest „powszechnie uznawane za jeden z najdokładniejszych syntetycznych mierników umieralności, a jego poziom w danej populacji jest często używany do oceny postępu (lub poziomu rozwoju) społecznego.” [Okólski, 2004, s. 47]. Jest to parametr najczęściej wykorzystywany do analiz porównawczych zjawiska umieralności. Wyjściowym natomiast parametrem tablic trwania życia jest prawdopodobieństwo zgonu [Cieślak, 1992, s. 82 i 84]. Jego wielkość, jako jedyna, wyznaczana jest w oparciu o dane empiryczne i służy za podstawę obliczeń pozostałych parametrów tablic trwania życia. Parametr  $q_x$  oznacza prawdopodobieństwo zgonu w ciągu roku osoby w wieku  $x$  lub inaczej mówiąc, frakcję zmarłych w ciągu roku osób, które dożyły wieku  $x$  ukończonych lat Wykorzystując skrócone tablice trwania życia, obliczane dla pięcioletnich grup wieku, prawdopodobieństwa zgonu  ${}_nq_x$  są prawdopodobieństwami zgonu w ciągu  $n$  lat, osób, które dożyły wieku  $x$  lat. Jest to równoznaczne z frakcją osób zmarłych w ciągu  $n$  lat spośród tych, które dożyły wieku  $x$  lat.

Zmiany wartości tego parametru dla kilku punktów na osi życia w latach 1950, 1991 i 2003 przedstawia rysunek 8.6.

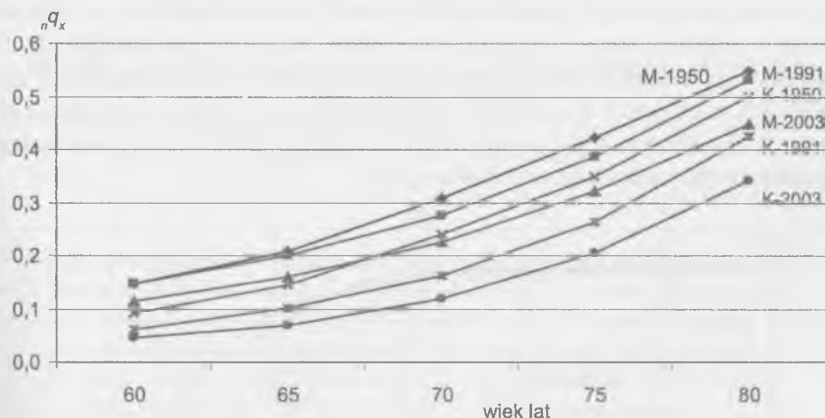
Generalnie, znaczniejsze zmniejszenie ryzyka zgonu nastąpiło dla osób w starszych grupach wieku po 60. roku życia. Po czterdziestoleciu 1950–1990 prawdopodobieństwo zgonu w ciągu  $n$  lat dla mężczyzn w wieku 60 lat właściwie nie uległo zmianie, dla kobiet w tym wieku niewiele się zmniejszyło. Bardziej

wyraźne obniżenie frakcji osób zmarłych w ciągu  $n$  lat nastąpiło po roku 1991 w porównaniu do roku 1950 dla osób w wieku 70 oraz 75 lat.

Porównanie  ${}_nq_x$  dla roku 2003 w odniesieniu do roku 1991, początkowego dla okresu korzystnych zmian w poziomie umieralności w Polsce, wskazuje na nieco większe obniżenie się prawdopodobieństw zgonu dla mężczyzn niż dla kobiet. Różnica skali tego zmniejszenia dla obu płci była największa dla osób w wieku 60 lat, znaczna dla osób w wieku 65 oraz 70 i 75 lat, natomiast najmniejsza dla osób, które dożyły 80 lat.

Prawdopodobieństwo wyrażone w procentach, wskazuje, że frakcja mężczyzn w wieku 60 lat zmarłych w ciągu  $n$  lat w okresie ostatnich 12 lat zmniejszyła się o 3,4 punktu proc., a kobiet o połowę mniej.

W przypadku osób w wieku 65 lat zmniejszenie udziału zmarłych przez  $n$  lat wyniosło dla mężczyzn 4,0 punkty, a dla kobiet 3,2 punktu proc.



Źródło: GUS, dostępne na stronie internetowej [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl) z dnia 27.11.2004.

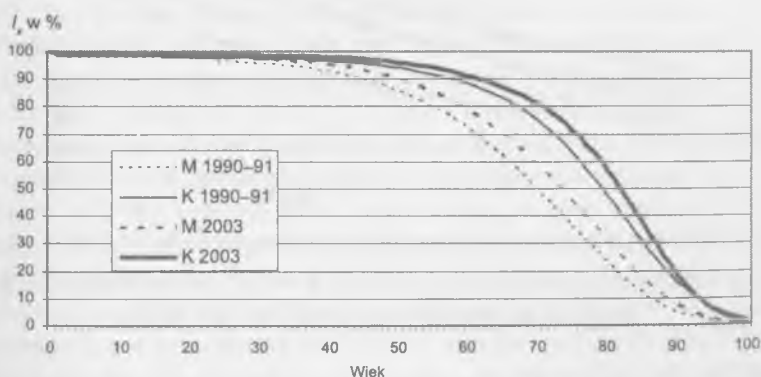
Rysunek 8.6. Prawdopodobieństwo zgonu ( ${}_nq_x$ ) w ciągu  $n$  ( $n = 1, 4, 5$ ) lat mężczyzn i kobiet w wieku  $x$ , według wieku ukończonych lat, w roku 1950, 1991 i 2003

Dla osób w wieku 70 lat zmniejszenie omawianej frakcji nastąpiło odpowiednio o 4,9 i 4,4 punktu, dla będących w wieku 75 lat o 6,5 i 6,0 punktu, dla osób w wieku 80 lat o 8,2 i 8,1 punktu. Jest to zmniejszenie ryzyka zgonu w ciągu najbliższych 5 lat dla osoby, która dożyła do danego wieku. Wynikiem zmniejszonego ryzyka zgonu dla młodszych wiekiem jest oczywiście zwiększone prawdopodobieństwo przeżycia kolejnych lat  ${}_np_x$  i dożycia do starszego wieku, a w efekcie wzrost liczby dożywających do starszych roczników wieku oraz wydłużenie się okresu przebywania w kolejnych etapach życia.

### 8.3. Zmiany liczby dożywających do wieku starszego

Korzystne przemiany poziomu umieralności w ostatnich kilkunastu latach w Polsce dają się obserwować jako zmniejszenie natężenia zgonów, zmniejszenie szacowanych na ich podstawie prawdopodobieństw zgonu, wydłużenie się średniej dalszej długości trwania życia. Są to najczęściej wykorzystywane charakterystyki zjawiska umieralności. Wraz z korzystnymi zmianami wspomnianych charakterystyk następuje także zwiększenie się szans dożycia do danego wieku w tym do wieku emerytalnego, wieku zaawansowanej starości i sędziwej starości. O tym informują wartości kolejnej funkcji biometrycznej tablic trwania życia, jaką jest liczba lub odsetek wyjściowej populacji dożywających do wieku  $x$  ( $l_x$ ).

Wzrost lub spadek przeciętnego trwania życia jest końcowym wynikiem zmian w porządku wymierania populacji. Różne w poszczególnych grupach wieku zmiany natężenia zgonów znajdują swoje odzwierciedlenie w tempie pomniejszania hipotetycznej populacji i w efekcie w liczbie dożywających do danego wieku  $x$  ( $l_x$ ). Liczby te, przedstawione w układzie współrzędnych dla poszczególnych roczników wieku lub w odstępach pięcioletnich, tworzą krzywą  $l_x$  (por. rys. 8.7). Wykres tej krzywej ułatwia analizę przeobrażeń zachodzących w porządku wymierania badanych populacji.



Źródło: Jak dla rysunku 8.5.

Rysunek 8.7. Odsetek dożywających do wieku  $x$  mężczyzn i kobiet ( $l_x$  w %), w Polsce, według tablic trwania życia dla lat 1990–1991 i 2003

Zmiana kształtu krzywej wykorzystywana jest do graficznego opisu przebiegu epidemiologicznego. Tzw. uprostokątnienie krzywej świadczy o tworzeniu się społeczeństwa nowoczesnego i osiągnięciu fazy posttranzycyjnej w przejściu demograficznym [Okólski, 2004, s. 141]. Prostokąt jest czysto teoretycznym kształtem tej krzywej, opisującym populację, w której wszystkie osoby dożywają

maksymalnego wieku. Wzrost wieku maksymalnego w populacji wydłuża kształt teoretycznego prostokąta w prawo. Przesuwanie się wykresu krzywej  $l_x$  w górę oznacza poprawę stosunków wymierania populacji. Przesunięcie linii dotyczącej roku 2003 w górę względem krzywej dla danych z lat 1990–1991 świadczy o takiej właśnie poprawie (por. rys. 8.7). Oznacza to, że większa część mężczyzn i kobiet dożywa starszych roczników wieku. Pod tym względem, w badanym okresie, znaczniejsza poprawa nastąpiła w warunkach wymierania mężczyzn niż kobiet. Krzywa  $l_x$  dla mężczyzn uległa przesunięciu przy młodszych rocznikach wieku i dotyczy dłuższego przedziału wieku niż w przypadku kobiet.

Do prawnego wieku emerytalnego kobiet dożywa, przy założeniu warunków umieralności z 2003 r., 91% populacji wyjściowej (por. tab. 8.3). Do obecnie obowiązującego wieku emerytalnego mężczyzn dożyje 70% urodzonych, a więc o 20 punktów proc. mniej niż kobiet do ich wieku emerytalnego. Przed dwunastoma laty udziały te, szczególnie w przypadku mężczyzn, były wyraźnie niższe (odpowiednio 88% i 62%).

Tablica 8.3. Udział dożywających do wieku  $x$  ( $l_x$  w %) w Polsce według tablic trwania życia dla lat 1990–1991 i 2003

Wiek	% dożywających do wieku $x$ ( $l_x$ )				Przyrost $l_x$ w punktach proc.	
	1990–1991		2003			
	M	K	M	K	M	K
60	72,07	88,48	78,60	91,18	6,53	2,70
65	61,87	83,29	69,74	87,13	7,88	3,85
70	49,74	75,22	58,57	81,09	8,84	5,87
75	36,16	63,33	45,33	71,51	9,17	8,17
80	22,73	47,64	30,76	56,89	8,03	9,25
85	11,68	30,47	16,97	37,39	5,29	6,92
90	4,68	15,74	7,07	18,44	2,39	2,70
95	1,39	6,22	1,92	5,65	0,53	–0,57
100	0,29	1,78	0,28	0,83	–0,01	–0,95

Źródło: Jak do rysunku 8.5.

Do wieku 80 lat dożyje, według danych dla 2002 r., 31% mężczyzn i 57% kobiet. Dziewięćdziesiąte urodziny będzie obchodziło 18% kobiet i tylko 7% mężczyzn. Nastąpiły, zatem znaczące i korzystne zmiany w poziomie omawianych udziałów. Większy przyrost dotyczył mężczyzn niż kobiet w młodszych rocznikach starszego wieku. Przyrost liczby dożywających do najstarszych roczników wieku był nieznacznie większy dla kobiet.

Wiek, do którego dożywa połowa populacji, czyli mediana wieku zmarłych, określana jest mianem prawdopodobnego trwania życia. W roku 1990 wynosiła ona dla mężczyzn 70 lat, w 2003 r. 73 lata, dla kobiet prawdopodobne trwanie życia wzrosło w tym okresie podobnie o 3 lata i w 2003 r. osiągnęło wartość 82 lata.

## 8.4. Terytorialne różnicowanie średniego dalszego trwania życia osób w starszym wieku

Poziom przeciętnego dalszego trwania życia jest różny nie tylko w poszczególnych krajach, ale wykazuje się nadal zróżnicowaniem wewnątrz kraju, pomiędzy województwami i podregionami. Zmianę poziomu przeciętnego dalszego trwania życia osób starszych a szczególności w wieku 60 lat, można prześledzić dla obecnie obowiązującego podziału administracyjnego kraju od roku 1990. Jest to jednocześnie początek tego przedziału czasowego, w którym obserwowane są korzystne tendencje w kształtowaniu się wartości przeciętnego dalszego trwania życia w Polsce.

Tablica 8.4. Średnie dalsze trwanie życia mężczyzn i kobiet w wieku 60 lat w województwach w roku 2003 i jego przyrost w stosunku do roku 1990

Województwo	Średnie dalsze trwanie życia osób w wieku 60 lat w roku 2003 (w latach)				Przyrost średniego trwania życia w okresie 1990–2003 (w latach)			
	mężczyźni		kobiety		mężczyźni		kobiety	
	miasta	wieś	miasta	wieś	miasta	wieś	miasta	wieś
<b>POLSKA</b>	17,30	16,91	22,16	22,23	2,32	1,16	2,47	1,87
Dolnośląskie	17,22	16,12	22,10	21,67	2,15	0,86	2,64	1,83
Kujawsko-pomorskie	17,19	16,74	22,13	<b>21,62</b>	2,49	1,75	2,58	1,57
Lubelskie	17,86	16,83	22,62	22,21	2,53	0,92	2,11	1,52
Lubuskie	16,83	15,55	22,25	21,79	2,52	0,64	2,32	1,72
Łódzkie	<b>16,44</b>	16,81	<b>21,44</b>	22,08	1,96	0,97	2,11	1,95
Małopolskie	17,89	17,47	22,70	22,54	2,42	1,21	2,60	1,85
Mazowieckie	17,89	17,10	22,61	22,38	2,32	0,85	2,38	1,71
Opolskie	17,05	17,04	21,87	21,92	1,85	1,79	2,24	2,33
Podkarpackie	<b>18,18</b>	17,57	22,34	22,69	2,19	1,46	1,49	2,24
Podlaskie	18,11	17,70	<b>23,21</b>	<b>23,04</b>	2,16	0,40	2,19	1,67
Pomorskie	17,84	16,83	22,60	22,11	2,80	1,49	3,01	2,24
Śląskie	16,76	16,92	21,44	22,06	2,28	1,50	2,63	1,71
Świętokrzyskie	17,31	17,11	22,49	22,54	2,10	1,20	2,27	1,83
Warmińsko-mazurskie	17,03	16,09	22,42	22,58	2,06	0,80	2,51	2,39
Wielkopolskie	17,06	16,63	22,09	22,01	2,31	1,46	2,59	2,15
Zachodniopomorskie	17,10	15,84	22,17	21,67	2,36	1,43	2,68	1,71
Minimalna	<b>16,44</b>	15,55	<b>21,44</b>	<b>21,62</b>	1,85	0,40	1,49	1,52
Maksymalna	<b>18,18</b>	17,70	<b>23,21</b>	<b>23,04</b>	2,80	1,79	3,01	2,39
Max.–min.	1,74	2,15	1,77	1,42	0,95	1,39	1,52	0,87

Źródło: Trwanie życia w 1998, 2000 i 2003 r., GUS, Warszawa oraz obliczenia własne.

W okresie ostatnich 13 lat, w skali kraju, jak już wspomniano, nastąpił wzrost średniej dalszej długości życia 60-latków, zarówno kobiet jak i mężczyzn. Liczby zawarte w tablicy 8.4 wskazują, iż wzrost miał miejsce tak w miastach jak i na wsi. Uwagę zwraca jednak znaczniejsze wydłużenie się średniego trwania życia w miastach niż na wsi (około dwukrotnie większe dla mężczyzn i o jedną trzecią większe dla kobiet). Można przypuszczać, iż warunki i styl życia na wsi w mniejszym stopniu uległy poprawie niż w miastach. Wydłużenie się przeciętnego dalszego trwania życia w tym okresie jest poza tym nieco mniejsze dla 60-letnich mężczyzn niż dla kobiet, zwłaszcza na wsi.

Obserwowane zmiany w poszczególnych województwach były podobne, co do kierunku do ogólnokrajowych, ale ich skala charakteryzowała się wyraźnym zróżnicowaniem. Średnie dalsze trwanie życia 60-letnich kobiet wydłużyło się najbardziej w miastach województwa pomorskiego (o 3 lata), w nieco mniejszym stopniu 60-letnich mężczyzn także w miastach województwa pomorskiego (wzrost o 2,8 roku). Najmniejszy przyrost średniej dalszej długości życia 60-latków dotyczył mężczyzn mieszkających na wsiach województwa podlaskiego, wzrosło ono zaledwie o 0,4 roku. Przyrost średniej długości życia mężczyzn w wieku 60 lat, mieszkających na wsiach, w żadnym województwie nie przekroczył 2 lat, a w 7 czyli niemal w połowie województw, nie przekroczył 1 roku życia. Największy przyrost równy 1,8 roku wystąpił dla mężczyzn, mieszkańców wsi województwa opolskiego. Był niemal równy najniższemu z wszystkich województw przyrostowi tego parametru dla mężczyzn mieszkających w miastach, który wystąpił także w opolskim.

Mężczyźni w 2003 r. mieli do przeżycia, średnio biorąc w skali kraju, nieco mniej lat, mieszkając na wsi niż w miastach, kobiety na odwrót dłużej na wsi niż w miastach (por. tab. 8.4). W przypadku mężczyzn, wyjątek stanowiły województwa łódzkie i śląskie, gdzie przeciętne dalsze trwanie życia było nieco niższe w miastach niż na wsi. Odnośnie kobiet, takie odwrotne relacje niż w skali kraju, średniej dalszej długości życia w miastach i na wsi wystąpiły w 7 województwach: kujawsko-pomorskim, lubelskim, małopolskim, mazowieckim, podlaskim, pomorskim i zachodniopomorskim.

Omówione wyżej zmiany wartości średniej długości życia w województwach jak i sytuacja w wyjściowym roku analizy ukształtowały relacje pomiędzy województwami w roku 2003 (por. tab. 8.4).

Najkrótsze dalsze trwanie życia dotyczy nadal zarówno mężczyzn jak i kobiet mieszkających w miastach województwa łódzkiego. Taka niekorzystna, pod względem średniego dalszego trwania życia, sytuacja mężczyzn w miastach obecnego województwa łódzkiego utrzymuje się od początku lat dziewięćdziesiątych, a dawne województwo łódzkie zajmowało podobnie ostatnie pod tym względem pozycje. W dodatku, przyrost wartości tego parametru w ostatnich 13 latach był w tym województwie jednym z najmniej-

szych (1,96 roku życia) wśród wszystkich województw. W przypadku kobiet mieszanek miast, podobnie niekorzystna pod tym względem sytuacja poza województwem łódzkim występuje także w województwie śląskim. Tak nie-pomyślny stan utrzymuje się w tych województwach mimo nie najmniejszych przyrostów długości średniego dalszego trwania życia kobiet w ostatnim badanym okresie (1991–2003). Najwyższe wartości średniego dalszego trwania życia mieszkańców miast wystąpiły w województwie podkarpackim dla mężczyzn i podlaskim dla kobiet.

Na wsi, najmniej lat życia mają średnio przed sobą mężczyźni województwa lubuskiego i kobiety województwa kujawsko-pomorskiego. Najwyższe wartości tego parametru dotyczą zarówno mężczyzn jak i kobiet na wsiach województwa podlaskiego. To województwo oraz podkarpackie charakteryzują się najwyższymi wartościami omawianego parametru tablic trwania życia.

Zróżnicowanie terytorialne przeciętnego trwania życia osób w wieku 60 lat w przekroju województw, było w 2003 r. największe dla mężczyzn na wsi, rozpiętość pomiędzy krańcowymi wartościami wyniosła 2,15 roku, najniższa, wynosząca 1,42 roku dotyczyła kobiet na wsi.

Bardziej szczegółowy obraz terytorialnego zróżnicowania omawianej wielkości daje jej obserwacja w przekroju 45 podregionów (por. tab. 8.5). Widoczne jest wówczas, iż najkrótszy przeciętnie okres do przeżycia mają przed sobą 60-letni mężczyźni mieszkający w mieście Łodzi (16,2 lat), a najdłuższy w nie tak odległej Warszawie, wysoki w Krakowie, Wrocławiu i Trójmieście (powyżej 18 lat). Zatem, sześćdziesięcioletni mężczyźni w Łodzi mają do przeżycia średnio ponad dwa lata mniej niż mieszkańcy wymienionych dużych miast Polski. Dla 60-letnich kobiet w miastach średnie dalsze trwanie życia było najkrótsze (21,2 roku) w sąsiednim dla podregionu łódzkiego, podregionie piotrkowsko-skierniewickim a minimalnie tylko wyższe w mieście Łodzi i podregionie łódzkim. Najwyższą wartość osiągnął ten parametr w podregionie białostocko-suwalskim (23,4 roku) i niewiele tylko niższą dla mieszanek Warszawy.

Utrzymująca się nadal, znaczna nadumieralność mężczyzn nad kobietami skutkuje wyraźną różnicą średniego trwania życia obu płci, także dla osób w wieku 60 lat. Największa różnica średniego trwania życia mężczyzn i kobiet, prawie 6 lat, wystąpiła w 2003 r. w podregionach: gorzowskim i konińskim. W kolejnych 15 podregionach przekroczyła 5 lat. Wyraźnie mniejszy dystans w tym względzie, niespełna 4 lata, wystąpił w podregionach białkopodlaskim i krośnieńsko-przemyskim.

Większy niż w miastach, obserwowany jest dystans pomiędzy średnim dalszym trwaniem życia obu płci na wsi: od 6,8 lat w podregionie olsztyńskim po 4,6 lat w podregionach: bydgoskim, białkopodlaskim i rybnicko-jastrzębskim. W 6 regionach różnica w  $e_{60}$  dla mężczyzn i kobiet przekroczyła 6 lat, a w dalszych 27 przekroczyła 5 lat życia.



Tablica 8.5. Przeciętne dalsze trwanie życia osób w wieku 60 lat, w podregionach, w 2003 r.

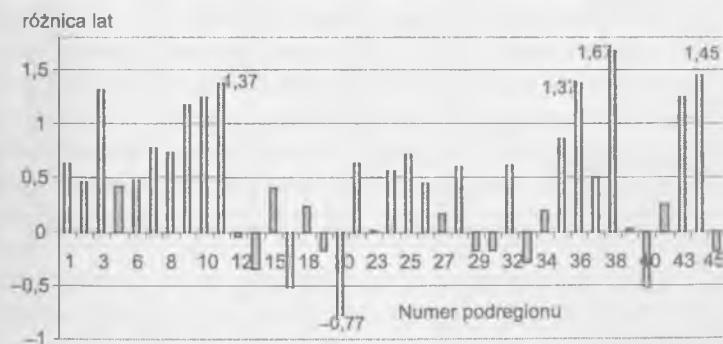
Nr	Podregion	Średnie dalsze trwanie życia (w latach)					
		mężczyźni			kobiety		
		ogółem	miasto	wieś	ogółem	miasto	wieś
1	Jeleniogórsko-wałbrzyski	16,5	16,7	16,1	21,6	21,7	21,4
2	Legnicki	16,5	16,6	16,2	21,8	21,8	21,8
3	Wrocławski	16,8	17,5	16,2	22,1	22,1	22,0
4	m. Wrocław	18,2	18,2	—	23,0	23,0	—
5	Bydgoski	17,1	17,3	16,8	22,0	22,2	21,4
6	Toruńsko-włocławski	16,9	17,1	16,6	21,9	22,1	21,8
7	Białkopodlaski	17,1	17,6	16,9	21,4	21,4	21,4
8	Chełmsko-zamojski	17,1	17,7	17,0	22,5	22,3	22,6
9	Lubelski	17,3	18,0	16,8	22,5	22,9	22,2
10	Gorzowski	16,6	17,0	15,8	22,5	22,9	22,0
11	Zielonogórski	16,4	16,8	15,5	21,8	21,9	21,6
12	Łódzki	16,6	16,6	16,7	21,7	21,5	21,9
13	Piotrkowsko-skierniewicki	16,7	16,5	16,9	21,8	21,2	22,3
14	m. Łódź	16,2	16,2	—	21,5	21,5	—
15	Krakowsko-tarnowski	17,4	17,7	17,3	22,5	22,4	22,5
16	Nowosądecki	17,7	17,3	17,9	22,6	22,3	22,7
17	m. Kraków	18,3	18,3	—	23,1	23,1	—
18	Ciechanowsko-płocki	16,7	16,9	16,6	22,3	22,4	22,3
19	Ostrołęcko-siedlecki	17,3	17,1	17,3	22,5	22,3	22,5
20	Warszawski	17,0	16,7	17,4	22,3	22,1	22,5
21	Radomski	16,8	17,2	16,6	22,0	22,0	22,1
22	m. Warszawa	18,6	18,6	—	23,0	23,0	—
23	Opolski	17,0	17,1	17,0	21,9	21,9	21,9
24	Rzeszowsko-tarnobrzeski	17,9	18,3	17,7	22,8	22,7	22,9
25	Krośnieńsko-przemyski	17,6	18,1	17,4	22,3	22,0	22,5
26	Białostocko-suwański	17,9	18,2	17,7	23,2	23,4	22,9
27	Łomżyński	17,7	17,9	17,7	23,1	22,7	23,4
28	Ślupski	17,2	17,4	16,8	22,2	22,2	22,1
29	Gdański	16,8	16,7	16,9	22,0	21,9	22,2
30	Gdańsk Gdynia Sopot	18,5	18,5	—	23,1	23,1	—
31	Częstochowski	16,8	16,7	16,9	22,4	22,2	22,7
32	Bielsko-bialski	17,3	17,6	17,0	21,9	21,9	22,0
33	Centralny śląski	16,7	16,7	17,0	21,4	21,3	22,1
34	Świętokrzyski	17,2	17,3	17,1	22,5	22,5	22,5
35	Elbląski	16,8	17,2	16,3	22,4	22,1	22,8
36	Olsztyński	16,6	17,2	15,8	22,7	22,8	22,6
37	Ełcki	16,4	16,6	16,1	22,4	22,3	22,5
38	Piński	16,3	17,1	15,4	21,4	21,6	21,0
39	Poznański	16,6	16,6	16,6	21,9	22,1	21,8

Tablica 8.5. Przeciętne dalsze trwanie życia osób w wieku 60 lat, w podregionach, w 2003 r. — cd.

Nr	Podregion	Średnie dalsze trwanie życia (w latach)					
		mężczyźni			kobiety		
		ogółem	miasto	wieś	ogółem	miasto	wieś
40	Kaliski	17,0	16,7	17,2	22,1	21,8	22,4
41	Koniński	16,8	16,9	16,7	22,6	22,8	22,5
42	m. Poznań	17,7	17,7	—	22,4	22,4	—
43	Szczeciński	16,8	17,1	15,8	21,9	22,1	21,5
44	Koszaliński	16,7	17,3	15,8	22,3	22,7	21,9
45	Rybnicko-jastrzębski	16,9	16,8	17,0	21,6	21,6	21,6
	Maksimum	18,6	18,6	17,9	23,2	23,4	23,4
	Minimum	16,2	16,2	15,4	21,4	21,2	21,0

Źródło: stat.gov.pl/dane\_spolgosp/ludnosc/trwanie\_zycia/exsub2003.xls oraz obliczenia własne.

Na wsi, przeciętne dalsze trwanie życia dla osób w wieku 60 lat było w 2003 roku najwyższe dla kobiet w podregionie łomżyńskim i mężczyzn w podregionie nowosądeckim. Najniższe wartości tego parametru dotyczyły podregionu pilskiego zarówno w przypadku mężczyzn jak i kobiet. Odległość pomiędzy najwyższą wartością średniego dalszego trwania życia sześćdziesięcioletnich kobiet wiejskich (23,4 roku) a najniższą dla sześćdziesięcioletnich mężczyzn mieszkańców wsi (15,4 lata) wynosi aż 8 lat życia.



Źródło: Jak w tablicy 8.5.

Rysunek 8.8. Różnica średniego dalszego trwania życia mężczyzn w wieku 60 lat w miastach minus na wsi, w podregionach w 2003 r.

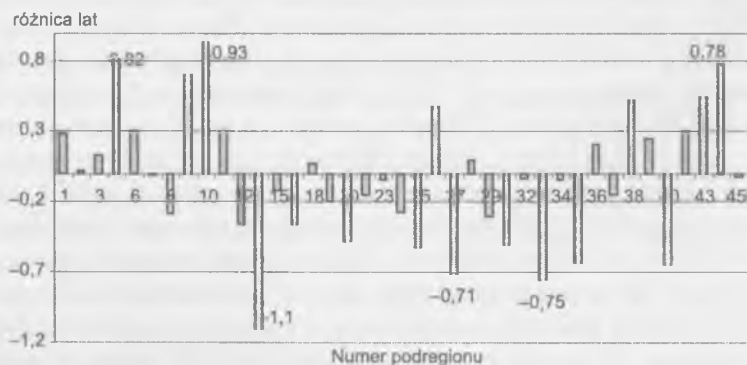
Różnica pomiędzy przeciętnym dalszym trwaniem życia w miastach i na wsi nie w każdej jednostce terytorialnej przyjmuje jednakowy znak, o czym już wspomniano przy porównywaniu sytuacji w województwach. W większości podregionów (23 z 39 zamieszkałych przez ludność miejską i wiejską), wartości  $e_{60}$  dla

mężczyzn mieszkających w miastach są wyraźnie wyższe niż dla mieszkańców wsi (por. rys. 8.8). Świadczyć to może o tym, że warunki i styl życia mężczyzn mieszkających na wsi niekorzystnie wpływają na ich stan zdrowia i powodują skrócenie przeciętnej długości życia. Największe różnice dotyczą podregionów: 38 — Północnego, 44 — Kujawskiego, 11 — Zielonogórskiego, 36 — Olsztyńskiego.

Wyraźnie dłuższym niż w miastach przeciętnym dalszym trwaniem życia cieszą się 60-letni mężczyźni mieszkańcy wsi 9 podregionów. Największe z tych różnic dotyczą podregionów: 20 — Warszawskiego, 16 — Nowosądeckiego i 40 — Kaliskiego.

Średnie dalsze trwanie życia kobiet będących w wieku 60 lat, w połowie regionów jest wyraźnie wyższe w miastach a w połowie wyższe na wsi (por. rys. 8.9). Największe wartości różnic dodatnich ( $e_{60}$  dla miast —  $e_{60}$  dla wsi) dotyczą podregionów: 10 — Gorzowskiego, 5 — Bydgoskiego i 44 — Kujawskiego. Najwyższe ujemne wartości różnic odnoszą się do podregionów: 13 — Piotrkowsko-kierniewickiego, 33 — Centralnego śląskiego i 27 — Łódzkiego.

Zróznicowania regionalne poziomu umieralności, zwłaszcza w obrębie niezbyt wielkich obszarów, nasuwają pytanie o przyczyny znacznych różnic, a jednocześnie na znaczne rezerwy tkwiące w korekcie szeroko rozumianego stylu życia (zachowań zdrowotnych) porównywanych populacji.



Źródło: Jak w tablicy 8.5.

Rysunek 8.9. Różnica średniego dalszego trwania życia kobiet w wieku 60 lat w miastach minus na wsi, w podregionach w 2003 r.

Warunki zewnętrzne, przyrodnicze, niezależne od zachowań człowieka nie mogą być powodem znacznego zróznicowania na względnie nie tak wielkim terytorium, jakim jest obszar naszego kraju. O różnicach decyduje zapewne cały kompleks przyczyn. Odrębne cechy środowiskowe w ograniczonym stopniu wyjaśniają lokalne sytuacje zdrowotne. [Kirschner, 1999, s. 40]. Najbardziej istot-

ne znaczenie wydaje się mieć struktura społeczno-zawodowa uwarunkowana w znacznej mierze poziomem wykształcenia porównywanych populacji i wynikający z niej styl życia [Stępień, 2002].

## 8.5. Struktura zgonów osób starszych według przyczyn

Analizy przyczyn zgonów dostarczają ciekawych i istotnych informacji o umieralności badanych populacji i zmianach w niej zachodzących, pomagają w wyjaśnianiu różnic pomiędzy populacjami. Dane o zgonach według przyczyn budzą jednak wiele wątpliwości odnośnie ich porównywalności w czasie i w przekrojach regionalnych, a zwłaszcza międzynarodowych.

Zastrzeżenia wiążą się z diagnostyką medyczną, z dokładnością przy wypełnianiu świadectw zgonów, a także z praktyką kodowania przyczyn zgonów według wytycznych WHO. Poza różnicami w poziomie diagnostyki medycznej, o tym czy przyczyna zgonu została ustalona poprawnie świadczy fakt stwierdzenia jej przez lekarza. W Polsce w 2002 r. 99,5% zgonów stwierdził lekarz w 1991 r. 97% natomiast „w roku 1950 tylko 56,5% przyczyn wszystkich zgonów zostało stwierdzonych przez lekarzy” [Holzer, 1999, s. 232].

O jakości diagnozowania przyczyn zgonów świadczyć może także odsetek przyczyn nieznanych lub niedokładnie określonych [Bijak, 2003, s.7]. W roku 1991 udział zgonów z nieustalonych przyczyn wynosił 7% wszystkich zgonów. Zgodnie z zasadami obowiązującej od 1997 r. Międzynarodowej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych — *X Rewizja*, pozycja ta określona została następująco: objawy, cechy chorobowe i nieprawidłowe wyniki badań klinicznych i laboratoryjnych. Udział zgonów zaliczonych do tej grupy wyniósł w 2002 roku 6,5%. Dla porównania, w roku 1960, według obowiązującej wówczas klasyfikacji zrewidowanej w 1955 r., pozycja w brzmieniu „Różne objawy, starczość i stany określone niedokładnie lub nieznane przyczyny zgonów” obejmowała 20,3% wszystkich zgonów. Ta kategoria przyczyn zgonów może występować częściej w populacjach starszych wiekiem. W strukturze zgonów dla lat 1991 i 2002 udział tej grupy przyczyn dla zmarłych w wieku 60–80 lat nie przekraczał 6%, a tylko dla zmarłych w wieku powyżej 85 lat wahał się od 17,7% w 1991 dla kobiet do 10% w 2002 r. dla mężczyzn (por. tab. 8.6). Niewielki odsetek zgonów z przyczyn nieokreślonych może świadczyć zarówno o dobrej jakości danych jak i o klasyfikacji do określonej grupy przyczyn niezależnie od faktycznych okoliczności zgonu.

Problemem przy wystawianiu świadectw zgonów jest konieczność podania jednej, wyjściowej przyczyny zgonu, która zdaniem lekarza stwierdzającego zgon stanowiła początek procesu chorobowego. W przypadku osób starszych, chorujących często na wiele chorób przewlekłych, wskazanie jednej z nich jako powodu zgonu jest często bardzo trudne. „Niektórzy autorzy uważają, że skupianie uwagi

w statystyce na głównej przyczynie zgonu, nie pozwala na ujawnienie pozostałych przyczyn doprowadzających do zgonu pacjenta" [Balicki i inni, 2003, s. 151].

Osobnym źródłem trudności z porównywalnością danych dotyczących przyczyn zgonów są zmiany systemów kodowania w wyniku kolejnych rewizji.

Wszystkie te problemy trzeba mieć na uwadze, analizując strukturę zgonów według przyczyn, ponieważ błędna klasyfikacja zgonów powoduje przesunięcia w strukturze osób zmarłych. Problem można w pewnym stopniu pomniejszyć określając przyczyny bardziej ogólnie i łącząc dane. Unika się w ten sposób błędów popełnianych przy określaniu szczegółowej przyczyny zgonu z danej grupy, ale jednocześnie tracimy wiele interesujących informacji dla rozpoznania zjawiska umieralności i polityki zdrowotnej. Z tego względu, poza strukturą zgonów według głównych grup przyczyn, omówione zostaną te najważniejsze, powodujące znaczącą część zgonów w ramach zagregowanych przyczyn głównych.

Porównane zostały struktury zgonów według przyczyn w dwóch latach: na początku okresu korzystnych zmian umieralności, czyli w roku 1991 i w ostatnim, dla którego są dostępne odpowiednie dane statystyczne, a więc dla 2002 roku (por. tab. 8.6). Wprowadzenie *X Rewizji* klasyfikacji przyczyn zgonów z powodu przyjętych procedur spowodowało wydłużenie czasu opracowywania wyników dotyczących przyczyn zgonów.

Zdecydowana większość, bo 80% zgonów spowodowana jest chorobami określanymi mianem chorób cywilizacyjnych a należących do trzech grup: choroby układu krążenia, nowotwory złośliwe oraz przyczyny zewnętrzne takie jak wypadki drogowe i inne, samobójstwa, zabójstwa.

Największa część zgonów spowodowana jest chorobami układu krążenia. W 1991 r. 52,7% zgonów nastąpiło z przyczyn tych chorób, w roku 2002 ich udział wyniósł 47,1% i podobny udział podają szacunkowe dane dla roku 2003 [dostępne na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl) z dnia 1.02.2005]. Spadkowi udziału tej grupy przyczyn zgonów towarzyszy wzrost udziału drugiej, co do wielkości grupy, jaką tworzą choroby nowotworowe.

Nowotwory złośliwe były w roku 1991 przyczyną 18,3% zgonów, w roku 2002 ich udział wyniósł 24,4% i na poziomie ponad 24% utrzymał się w roku 2003. Udział zgonów spowodowanych przyczynami zewnętrznymi obniżał się w analizowanym okresie od 8% w roku 1991 do 7,1% w roku 2002 i niespełna 7% w roku 2003.

Omawiane udziały i ich zmiany różnią się w zależności od rozpatrywanych populacji według płci, wieku oraz miejsca zamieszkania.

Udział zgonów w wyniku chorób układu krążenia jest większy wśród zgonów kobiet niż mężczyzn o prawie 10 punktów proc. w roku 1991 do ponad 11 w roku 2002. O kilka punktów procentowych większy dla zmarłych na wsi niż w miastach zarówno kobiet jak i mężczyzn. Udział tych chorób jest niemal trzykrotnie większy jako przyczyna zgonów dla kobiet zmarłych po 60. roku życia niż przed ukończeniem 60 lat, dla mężczyzn około dwukrotnie większy.

Tablica 8.6. Struktura zgonów (w %) mężczyzn i kobiet w wieku 60 lat i więcej, w Polsce, w roku 1991 i 2002 według głównych grup przyczyn

Wiek, rok		Główne przyczyny zgonów					
		Choroby układu krążenia	Nowotwory złośliwe	Zewnętrzne przyczyny zgonów	Objawy, cechy chorobowe i nieprawidłowe wyniki badań klinicznych i laboratoryjnych	Pozostałe	Razem
Mężczyźni							
Do 60	1991	30,57	18,14	24,98	7,34	18,97	100,0
	2002	26,09	21,85	24,62	9,83	17,61	100,0
60–64	1991	46,79	29,73	5,76	4,14	13,58	100,0
	2002	38,56	36,76	5,72	5,53	13,44	100,0
65–69	1991	51,37	27,65	3,76	3,24	13,98	100,0
	2002	41,61	35,82	4,15	4,73	13,70	100,0
70–74	1991	56,16	23,64	3,05	2,90	14,25	100,0
	2002	46,00	32,63	3,01	3,91	14,45	100,0
75–79	1991	62,31	17,47	2,57	4,36	13,30	100,0
	2002	50,73	27,10	2,32	4,00	15,85	100,0
80–84	1991	65,96	11,65	2,43	8,65	11,31	100,0
	2002	56,77	20,49	2,41	5,27	15,06	100,0
85+	1991	66,77	6,28	2,53	15,72	8,71	100,0
	2002	61,81	11,79	2,77	9,96	13,67	100,0
Kobiety							
do 60	1991	25,41	31,08	12,32	4,01	27,18	100,0
	2002	20,70	42,10	12,15	5,33	19,71	100,0
60–64	1991	44,27	33,91	3,15	2,62	16,05	100,0
	2002	33,29	44,25	3,53	3,64	15,30	100,0
65–69	1991	53,11	26,34	2,54	2,24	15,77	100,0
	2002	42,15	36,06	2,61	3,31	15,88	100,0
70–74	1991	60,35	20,50	2,81	2,94	13,39	100,0
	2002	50,82	28,13	2,06	3,20	15,79	100,0
75–79	1991	66,58	14,29	2,52	5,01	11,61	100,0
	2002	58,49	20,23	2,42	3,93	14,93	100,0
80–84	1991	70,23	8,84	2,68	9,51	8,74	100,0
	2002	63,95	14,29	2,40	6,02	13,34	100,0
85+	1991	69,42	4,34	2,69	17,68	5,86	100,0
	2002	67,83	7,38	2,75	11,74	10,30	100,0

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych w: *Demografia 1992. Roczniki Statystyczne*, GUS, Warszawa i *Rocznik Demograficzny 2004*, GUS, Warszawa.

Podobnie jak ogółem, w każdej z rozpatrywanych grup wieku osób starszych, zarówno mężczyzn jak i kobiet, zmniejszył się wyraźnie w badanym okre-

sie 12 lat udział zgonów spowodowanych chorobami układu krążenia. Udział ten wzrasta z wiekiem do ponad 60% w najstarszych grupach wieku. Na ogół w każdej grupie wieku jest nieco większy na wsi niż w miastach.

Z grupy chorób układu krążenia przyczyną największej liczby zgonów jest choroba niedokrwienna serca, która spowodowała 13,5% ogółu zgonów mężczyzn w roku 1991 i prawie 15% w roku 2002 oraz odpowiednio 8% i 14% zgonów kobiet. Udział ich jest wyższy w zgonach osób starszych. Ponad połowa zgonów z tej przyczyny spowodowana jest ostrym zawałem serca. W przypadku zgonów przed 60. rokiem życia udział zgonów w wyniku zawału serca wśród ogółu zgonów spowodowanych chorobą niedokrwienną serca wynosił w 2002 r. 75% dla mężczyzn w miastach i 76% na wsi oraz 74% dla kobiet w miastach i 76% na wsi. Tak, więc większość zgonów, których przyczyną była choroba niedokrwienna serca nastąpiło w wyniku zawału serca. Udział ten maleje wraz z wiekiem.

Wśród ogółu zgonów w roku 2002 zawał serca był przyczyną 9% zgonów mężczyzn w miastach (8,8% przed wiekiem 60 lat i 9,2% w wieku powyżej 60 lat) i 8% na wsi (odpowiednio 8,1% i 7,7% przed i po 60. roku życia) oraz 6% (odpowiednio 4,1% i 6,1%) zgonów kobiet w miastach i 5% (odpowiednio 4,2% i 5,4%) na wsi. Udziały te przekraczają 10% w przypadku zgonów mężczyzn w wieku 60–69 lat i 7–8% w przypadku zgonów kobiet w tym wieku. Dla starszych (po 70 roku życia) grup wieku zawał serca jest już rzadziej przyczyną zgonu.

Znaczący udział jako przyczyna zgonów z rozpatrywanej grupy przyczyn, mają choroby naczyń mózgowych i miażdżycy. W przypadku zgonów kobiet w 2002 r. były one przyczyną zbliżonego odsetka zgonów jak choroba niedokrwienna serca. Zgony spowodowane chorobą naczyń mózgowych stanowiły 14% ogółu zgonów kobiet (9% mężczyzn) natomiast miażdżycy 11% (dla mężczyzn 6%). Udział tych przyczyn bardzo wyraźnie wzrasta z wiekiem, jest wyższy wśród kobiet niż mężczyzn, jest nieco wyższy na wsi niż w miastach zwłaszcza dla starszych kobiet.

Udział zgonów, spowodowanych chorobami naczyń mózgowych był w roku 2002 większy (o 11% dla mężczyzn i o 15,2% dla kobiet w wieku powyżej 60 lat) niż w przed 12 laty (odpowiednio o 6,4% i o 8,4%).

Miażdżycy stanowiła przyczynę zgonu dla 8% mężczyzn i 13% kobiet zmarłych w wieku powyżej 60 lat w roku 2002. W roku 1991 udziały te wynosiły dla takiej samej wiekowo populacji osób zmarłych 24% dla mężczyzn i 32,6% dla kobiet. Miażdżycy diagnozowana była wówczas jako przyczyna ponad 40% zgonów osób umierających po 80. roku życia.

Drugą grupą przyczyn, odpowiadającą za około 1/4 wszystkich zgonów są choroby nowotworowe. Nowotwory złośliwe są przyczyną znacząco większej części zgonów mężczyzn. W trzech pięcioletnich grupach wieku 60–75 lat (37–33% w roku 2002 oraz 30–24% w 1991) udziały zgonów powodowanych omawianą tu grupą przyczyn były wyższe niż u mężczyzn zmarłych przed 60. rokiem życia (18% w roku 1991 i 22% w 2002). W starszych grupach wieku po 75.

roku życia udziały te są coraz mniejsze — do 6% w roku 1991 i 12% w roku 2002 dla grupy zmarłych po 85. roku życia. W przypadku populacji kobiet zmarłych w roku 2002, nowotwory złośliwe stanowiły przyczynę zgonu 42% osób będących w chwili śmierci przed 60. rokiem życia (w 1991 31% zgonów). Dla grupy zmarłych w wieku 60–69 lat te udziały wynosiły 34–26% w roku 1991 i 44–36% w roku 2002. W następnych starszych grupach wieku te udziały wyraźnie maleją do 4% (1991) i 7% (2002) zgonów w wieku powyżej 85 lat. Wśród kobiet zmarłych w 2002 r. w wieku do 60 lat oraz w wieku 60–64 lata udział zgonów w wyniku nowotworów złośliwych był większy niż z powodu chorób układu krążenia. W 1991 r. taka relacja dotyczyła tylko grupy zmarłych przed ukończeniem 60 lat.

Największa liczba zgonów mężczyzn powodowana jest przez nowotwór złośliwy tchawicy, oskrzela i płuca (14% zgonów wieku 60–69 lat w 2002 r. i 12,5–11% w 1991 r.).

Wśród kobiet, równie wysoki udział jak nowotwór złośliwy tchawicy, oskrzela i płuca (w 2002 r. od 5 do 7% kobiet zmarłych przed wiekiem 60 lat i w wieku 60–69 lat, w 1991 te udziały wynosiły od 3 do 4%) mają zgony spowodowane przez złośliwego raka sutka. Udział zgonów z tej przyczyny jest największy w gronie zmarłych kobiet w wieku do 60 lat (6% w 1991 r., 8% w 2002 r.), wysoki jest także dla grup wieku 60–64 lata (5% w 1991 r. i 7% w 2002 r.) i 65–69 lat (odpowiednio 3% i 5%).

Obie choroby nowotworowe są przyczynami większej części zgonów w miastach niż w wsi w każdej grupie wiekowej.

Trzecia grupa przyczyn odpowiedzialna za znaczącą liczbę zgonów to przyczyny zewnętrzne. Powodują one ponad dwukrotnie większą część ogólnej liczby zgonów mężczyzn (11% w 1991 r. i 10% w 2002 r.) niż kobiet (4% w obu latach). W zależności od wieku zmarłych te udziały różnią się bardzo. Przyczyny zewnętrzne spowodowały zarówno w 1991 r. jak i 2002 zgon 1/4 zmarłych mężczyzn w wieku do 60 lat. Udział zgonów z tej przyczyny był dla tej grupy wieku nieco większy niż zgonów spowodowanych chorobami nowotworowymi (18% w 1991 r. i 22% w 2002 r.). Przyczyny zewnętrzne spowodowały zgon przed 60 rokiem życia 12% kobiet w obu badanych latach.

Dla osób starszych przyczyny zewnętrzne powodują znacznie mniej zgonów (6% mężczyzn i 3% kobiet w wieku 60–64 lata) i udziały ich maleją wraz z wiekiem.

Miejsce zamieszkania wyraźnie różnicuje udziały zgonów z przyczyn zewnętrznych. W młodszych grupach wieku zmarłych, do 60 lat, są one większe dla wsi (28,5% dla mężczyzn i 14% dla kobiet w 2002 r., w 1991 odpowiednio 29,5% i 13%) niż dla miast (odpowiednio 10,6% i 11,5% oraz 22% i 12%). W najstarszych grupach wieku te udziały są niewielkie (ponad 2%) i minimalnie wyższe w miastach. Ta przyczyna zgonów jest najbardziej związana z warunkami pracy na wsi oraz warunkami życia osób starszych w miastach.



Dla osób starszych chorobą śmiertelną może być zapalenie płuc lub przewlekła choroba dolnych dróg oddechowych. Ta druga grupa chorób była uznana za częstszą przyczynę zgonów mężczyzn (w 2002 r. od 2% do 4,5% w zależności od grupy wieku) niż kobiet (od 0,7% do 1,8%). Największy udział dotyczył wieku 70–79 lat mężczyzn oraz 60–69 lat kobiet). Zapalenie płuc było w 2002 r. przyczyną 4% zgonów mężczyzn w wieku powyżej 85 lat i ponad 3% kobiet oraz w wieku 80–84 lata 3% mężczyzn i 2,5% kobiet.

Znaczna część zgonów przedwcześnie eliminuje osoby z grona żyjących. Za przedwczesne zgony mężczyzn, których można by uniknąć, odpowiedzialna jest grupa przyczyn zewnętrznych, w których dominują wypadki drogowe lub związane z urządzeniami mechanicznymi zwłaszcza w rolnictwie. Kobiety przedwcześnie umierają z powodu chorób nowotworowych głównie nowotworu sutka. Nowotwory oskrzeli i płuc w znacznym stopniu zagrażają kobietom i mężczyznom, ci drudzy są jednak silniej ekspozowani na ryzyko wymienionej choroby.

Niedomagania zdrowotne pojawiają się często mimo dbałości o zdrowie i odpowiedni tryb życia. Stan zdrowia i zagrożenie życia nie zawsze zależy od jednostek czy społeczeństw. Jest jednak wiele zachowań, co, do których nie ma wątpliwości, że szkodzą zdrowiu a zależą tylko od jednostek lub od społeczności, w których te jednostki żyją.

### Opracowania i materiały źródłowe

Balicki J., Frątczak E., Charles B. N., 2003, *Przemiany Ludnościowe: Fakty — Interpretacje — Oceny*, tom 1, *Mechanizmy przemian ludnościowych* *Globalna Polityka Ludnościowa*, Instytut Politologii UKSW, Warszawa.

Bijak J., 2003, *Międzynarodowa porównywalność danych o zgonach według przyczyn w badaniu regionalnych różnic umieralności na przykładzie Czech, Holandii, i Polski w latach 1994–1996*, *Studia Demograficzne* 2 (144).

Cieślak M. (red.), 1992, *Demografia. Metody analizy i prognozowania*, PWN, Warszawa.

Cieślak M. (red.), 1993, *Prognozowanie gospodarcze*, Wydawnictwo AE im. O. Langego, Wrocław.

Holzer J.Z., 1999, *Demografia*, PWE, Warszawa.

Kirschner H., 1999, *Charakterystyka przemian zdrowotnych w Polsce w ostatnim półwieczu*, [w:] H. Kirschner, J. Kopczyński (red.), *Aktualne problemy zdrowotne, zagrożenia i szanse*, Wydawnictwo IGNIS, Warszawa.

Kurkiewicz J., 1992, *Podstawowe metody analizy demograficznej*, PWN, Warszawa

*Podstawowe informacje o rozwoju demograficznym Polski, lata 1990–1998*, 1999, GUS, Warszawa.

Okólski M., 2004, *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.

Rosset E., 1979, *Trwanie życia ludzkiego*, Ossolineum, Wydawnictwo PAN, Warszawa.

---

Stępień Cz., 2002, *Województwa o krańcowych wartościach przeciętnego trwania życia*, [w:] J. T. Kowaleski, P. Szukalski (red.), *Proces starzenia się ludności, potrzeby i wyzwania*, I Kongres Demograficzny w Polsce, tom IIB, Łódź.

*Roczniki Demograficzne*, 2002, 2004, GUS, Warszawa.

*Trwanie życia w 1999, 2000, 2001, 2002, 2003*, GUS, Warszawa.

[www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl) z dnia 1.02.2005.